

Sumber Pertumbuhan Sektor Pertanian di Malaysia: Satu Analisis Penyebab-Akibat

Mohammad Haji Alias
Tuck Cheong Tang

Abstrak

Artikel ini mengkaji hubungan sebab menyebab (causality) antara keluaran sektor pertanian dan sumber pertumbuhannya iaitu eksport komoditi utama, pembiayaan bank-bank perdagangan dan perubahan teknologi dengan menguji sama ada hipotesis dorongan-eksport (export-led hypothesis) boleh diguna pakai untuk menerangkan pertumbuhan sektor pertanian atau tidak. Pendekatan kointegrasi Johansen dan Model Vektor Pembetulan Ralat (Vector Error Correction Model) telah digunakan. Kajian ini menggunakan data siri masa bagi tempoh 1970-1998 (29 cerapan). Keputusan awal menunjukkan bias dalam analisis dwi-pembolehubah (bivariate) gagal menentukan hubungan jangka panjang antara keluaran dan eksport pertanian. Namun, keputusan pelbagai pembolehubah (multivariate) kointegrasi Johansen mendapati wujud hubungan jangka panjang antara keluaran, eksport, pembiayaan bank dan perubahan teknologi sektor pertanian dengan wujudnya satu vektor kointegrasi. Dalam sistem Vektor Pembetulan Ralat, kesignifikanan sebutan pembetulan ralat dalam model pertumbuhan keluaran pertanian mengesahkan wujudnya hubungan satu-hala sebab menyebab iaitu dari pertumbuhan eksport dan bank kredit kepada keluaran pertanian. Sebab menyebab arah sebaliknya tidak wujud. Selain itu, 44 peratus daripada ketidakseimbangan dalam jangka pendek berjaya dibetulkan oleh keluaran sector pertanian dalam satu masa.

Kata Kunci: kointegrasi, pertanian, pembiayaan bank, eksport, sebab menyebab

Abstract

This paper examines the causal relationships between agricultural output and its sources of growth viz. primary commodity export, commercial bank lending and technology changes. Therefore, the applicability of export-led hypothesis for agriculture sector is tested. Johansen's cointegration approach and vector error correction model have been applied. The study uses the time series data for the period 1970-1998 (29 observations). The early result reveals the bias of using bivariate specification with no long run relationship between output

and export for agriculture sector. However, the result of multivariate specification of Johansen's cointegration approach shows long run relationship between output, export, bank lending, and technology changes for agriculture sector with one cointegrating vector. The export's elasticity is 0.22. The coefficient of bank lending is insignificant at 5 per cent level. The coefficient of trend variable is 0.024 that is interpreted as the output growth, which is related to technology changes. In the estimated vector error correction system, the significant of error correction term in the error correction model for agricultural output growth confirms a unidirectional causality that is from export growth and bank lending to agricultural output. No reversed causality. On the other hand, 44 per cent of disequilibrium in the short run can be successfully corrected by the agricultural output during a year period.

Key Words: cointegration, agricultural, bank financing, export, causality

Pengenalan

Artikel ini bertujuan untuk mengkaji hubungan sebab menyebab (*causality*) antara pembolehubah keluaran sektor pertanian dan sumber pertumbuhannya iaitu eksport komoditi utama, pembiayaan bank-bank perdagangan dan perubahan teknologi.

Sumbangan sektor pertanian kepada Keluaran Dalam Negara Kasar (KDNK) benar memperlihatkan penurunan sekular daripada 30.2 peratus (1970) kepada 12.3 peratus pada tahun 1998. Sektor pembuatan dan sektor perkhidmatan telah mengambil alih sektor pertanian sebagai sektor utama ekonomi. Sejajar dengan penurunan sumbangan relatif sektor pertanian kepada KDNK, sumbangan eksport pertanian kepada jumlah eksport kasar negara mengalami kemerosotan daripada 51.6 peratus (1970) kepada 8.2 peratus (1998). Komposisi eksport pertanian juga telah mengalami perubahan struktur. Dalam tahun 1960-an, eksport getah asli adalah dominan sebelum diambil alih oleh eksport minyak sawit. Sumbangan eksport minyak sawit telah meningkat dengan nyata daripada 9.9 peratus pada tahun 1970 kepada 75.9 peratus pada tahun 1998. Eksport getah, kayu balak dan koko masing-masing menyumbang 12.1, 8 dan 4 peratus pada tahun 1998 (rujuk kepada *Jadual 1*). Walau bagaimanapun, sektor pertanian terus menjadi sumber utama bahan mentah untuk pembangunan industri berasaskan agro dan sumber. Kebelakangan ini pula terdapat perbincangan dasar bertumpu kepada keupayaan sektor pertanian untuk mengeluarkan bahan makanan secara komersil berskala besar. Untuk sektor perladangan pula, tumpuan diberi kepada keperluan penanaman semula kelapa sawit dan getah.

Jadual 1

Sumbangan Sektor Pertanian dan Pembiayaan Bank Perdagangan 1970-1998

Tahun	KDNKbA	Sumbangan (%)	EA	Sumbangan (%)	BKA	Sumbangan (%)
1970	6242	(30.2)	2661.7	(51.6)	240.3	(10.2)
1975	8184	(27.7)	4447.2	(48.2)	483.8	(7.5)
1980	10190	(23.6)	11840.1	(42.0)	1648.4	(7.8)
1985	11854	(20.8)	13701.1	(36.0)	2936.3	(6.0)
1990	14813	(18.6)	15964.5	(20.0)	4238.3	(5.2)
1995	16231	(13.5)	18416.9	(10.0)	3870.2	(2.2)
1996	16584	(12.7)	16264.2	(8.3)	4549.8	(2.1)
1997	16804	(11.9)	17274.6	(7.8)	5917.6	(2.0)
1998	16133	(12.3)	23416.8	(8.2)	6178.4	(2.1)

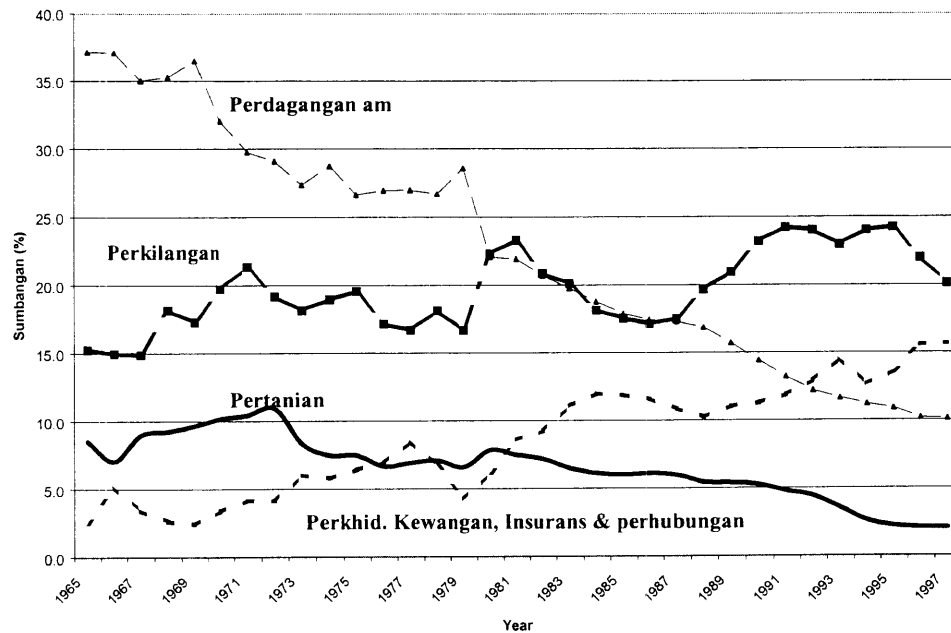
Nota: **KDNKbA** = Keluaran Dalam Negara Kasar benar bagi sektor pertanian (sumbangan kepada jumlah KDNK benar); **EA** = nilai eksport nominal Pertanian utama; minyak kelapa sawit, getah, kayu balak dan koko, (sumbangan kepada jumlah nilai eksport); dan **BKA** = Bank Kredit daripada bank-bank perdagangan kepada sektor pertanian (sumbangan kepada jumlah pinjaman bank-bank perdagangan). Pinjaman dan pendaharuan bagi klasifikasi pertanian ialah getah, beras, kelapa sawit, kelapa dan keluaran-keluaran kelapa, koko, penternakan, perhutanan, perikanan dan lain-lain.

Jadual 2

Sumbangan Eksport Pertanian Utama 1970-1998 (RM Juta)

Tahun	Minyak KS		Getah		Kayu balak		KOKO	
	RMj	(%)	RMj	(%)	RM j	(%)	RM j	(%)
1970	264.3	(9.9)	1723.7	(64.8)	643.6	(24.2)	30.1	(1.1)
1975	1319.5	(29.7)	2025.6	(45.5)	670.4	(15.1)	431.7	(9.7)
1980	2603.1	(22.0)	4618.0	(39.0)	2618.2	(22.1)	2000.8	(16.9)
1985	3963.1	(28.9)	2872.2	(21.0)	2771.2	(20.2)	4094.6	(29.9)
1990	4410.7	(27.6)	3028.1	(19.0)	4041.2	(25.3)	4484.5	(28.1)
1995	10395.3	(56.4)	4038.3	(21.9)	2263.5	(12.3)	1719.8	(9.3)
1996	9435.1	(58.0)	3509.9	(21.6)	1942.9	(11.9)	1376.3	(8.5)
1997	10817	(62.6)	2970.7	(17.2)	2345.8	(13.6)	1141.1	(6.6)
1998	17779	(75.9)	2828.8	(12.1)	1865.7	(8.0)	943.3	(4.0)

(%) adalah sumbangan kepada jumlah export Pertanian Utama iaitu minyak kelapa sawit, getah, kayu balak dan koko.



Rajah 1
Trend Sumbangan Sektor-sektor Terhadap Jumlah Pembiayaan Bank
Perdagangan

Hipotesis dorongan-eksport menekankan bahawa pertumbuhan eksport mendorong kepada pengagihan sumber-sumber yang lebih cekap dengan mengagihkan faktor-faktor promosi (*factors of promotion*) kepada sektor eksport yang lebih produktif. Pertumbuhan eksport turut meningkatkan utilisasi kapasiti dan meluaskan ekonomi berskala. Seterusnya, perdagangan meningkatkan ilmu melalui interaksi dengan pembeli luar negara dan melalui belajar dari pengalaman (*learning by doing*). Walau bagaimanapun, bukti empirik bagi Malaysia tentang hipotesis ini adalah bercampur-campur.

Kajian Dodaro (1993) merumuskan bahawa pertumbuhan eksport memberi kesan negatif terhadap pembangunan ekonomi Malaysia. Kajian Bahmani-Oskooee dan Alse (1993) pula gagal membuktikan wujudnya hubungan jangka panjang antara eksport dan pembangunan ekonomi di Malaysia. Sebaliknya, kajian Doraisami (1996) menyokong wujudnya sebab menyebab dwi-hala antara pertumbuhan eksport dan keluaran, di samping wujud satu hubungan positif jangka panjang antara kedua-dua pembolehubah. Dapatan utama Ghatak, Milner dan Utkulu (1997) adalah, eksport agregat *Granger-cause* KDNK sebenar dan KDNK sebenar bukan-eksport (non-export). Dalam hubungan ini, eksport

Pertumbuhan Sektor Pertanian

barangan perkilangan merupakan pendorong utama berbanding dengan eksport tradisi. Mereka menggunakan data siri masa tahunan bagi tempoh 1955-90. Pendekatan kointegrasi dan model pembetulan ralat digunakan untuk menguji hubungan sebab menyebab sehalah (*export led growth*). Isu yang diutarakan oleh Al-Yousif (1999) adalah wujudnya bias dalam kajian sebab menyebab dwi-pembolehubah (*bivariate*) akibat daripada penciciran pembolehubah relevan yang lain. Penciciran pembolehubah menyebabkan timbulnya masalah salah-spesifikasi (*misspecification*). Akibatnya, analisis kointegasi dwi-pembolehubah gagal mengesan hubungan jangka panjang dalam tempoh sampel 1955-1996. Oleh itu, Al-Yousif (1999) telah memasukkan pembolehubah tambahan ke dalam spesifikasi model. Pembolehubah yang ditambah ialah indeks pekerjaan (buruh), modal tetap kasar benar, dan kadar pertukaran sebenar ringgit Malaysia bagi setiap dollar Amerika. Satu vektor kointegasi dikesan, dan model-model vektor pembetulan ralat (VECM) menyokong hipotesis eksport dorong pertumbuhan sebagai fenomena jangka pendek di Malaysia.

Selain daripada isu eksport disagregat dan komponen KDNK, pembolehubah tambahan seperti import turut dimasukkan dalam analisis hipotesis dorongan-eksport. Riezman, Whiteman, and Summers (1996) telah berhujah bahawa pembolehubah import adalah penting dalam hubungan sebab menyebab dorongan-eksport. Kegagalan memasukkan pembolehubah ini akan memberi keputusan yang bias. Sehubungan dengan ini, kajian ini hendak menguji sama ada hipotesis dorongan-eksport (*export-led hypothesis*) boleh digunapakai untuk menerangkan pertumbuhan sektor pertanian atau tidak. Hipotesis ini diperluaskan dengan memasukkan pembolehubah pembiayaan bank perdagangan.

Garson (1998) menerima cadangan McKinnon (1973) dan Shaw (1973) bahawa kredit bukan digunakan sebagai 'input' tetapi lebih sebagai satu jentera mendorong pertumbuhan dengan menyalurkan sumber kepada sektor-sektor yang produktif. Kajian yang dilakukan oleh Tang (2000) mendapati wujudnya satu hubungan jangka panjang antara pembolehubah kredit bank perdagangan dan pertumbuhan ekonomi di Malaysia. Di samping itu, hubungan sebab menyebab dua-hala ditemui.

Sumbangan pembiayaan bank kepada sektor pertanian sebagai peratusan daripada keseluruhan pembiayaan menunjukkan penurunan daripada 10.2 peratus (1970) kepada 2.1 peratus pada tahun 1998 (*Jadual 3*). Dalam tempoh yang sama, pembiayaan bank kepada sektor pembuatan menunjukkan syer yang stabil dengan purata sekitar 20 peratus. Namun demikian, pembiayaan bank perdagangan masih memainkan peranan penting dalam membiayai pelaburan di sektor pertanian. Seperti yang ditunjukkan dalam *Jadual 4*, pembiayaan bank perdagangan menyumbang sebanyak 48.5 peratus kepada jumlah pembiayaan sektor pertanian seperti pada 31 Disember, 1998. Dari segi komposisi, sub-sektor kelapa sawit adalah penerima utama pinjaman bank iaitu 47.2 peratus daripada jumlah pinjaman pada tahun 1999 (rujuk *Jadual 5*).

Kepentingan kajian ini berbanding dengan kajian-kajian lepas adalah berikut. Pertama, kajian ini ingin melihat hubungan sebab akibat antara output dan pendorong-pendorongnya (eksport dan bank kredit) dalam sektor pertanian di Malaysia. Kedua, kajian ini turut memasukkan pembolehubah pembiayaan bank terhadap hipotesis dorongan-eksport. Kemasukan pembolehubah ini boleh mengelakkan masalah salah-spesifikasi dwi-pembolehubah.

Organisasi kertas ini adalah seperti berikut. Bahagian seterusnya, iaitu Spesifikasi Model dan Data akan membincangkan model-model dan data yang digunakan untuk ujian kointegrasi dan ujian sebab menyebab. Bahagian Keputusan Empirical melaporkan hasil ujian kointegrasi dan ujian sebab menyebab. Kesimpulan dan implikasi polisi adalah dimuatkan dalam bahagian terakhir.

Jadual 3

Bank Perdagangan: Pengelasan Pinjaman mengikut Sektor Terpilih

Tahun	Pertanian	Perkilangan	P'dagang am	Bangunan & pembinaan	Harta tanah	P'khidmat kewangan, ins. & p'niaga	Pelbagai hal	Jumlah pinjaman dan p'dahulu'n							
Tahun	RMj	%	RMj	%	RMj	%	RMj	%	RMj						
1965	97.5	8.5	174.2	15.3	423.7	37.1	83.4	7.3	n.a	n.a	28.6	2.5	294.1	25.8	1141.1
1970	240.3	10.2	465.6	19.7	756.1	32.0	206.5	8.8	n.a	n.a	79.5	3.4	543.0	23.0	2359.6
1975	483.8	7.5	1265.6	19.6	1722.2	26.6	480.2	7.4	241.5	3.7	415.3	6.4	1162.3	18.0	6468.4
1980	1648.4	7.8	4693.8	22.3	4644.2	22.1	1406.6	6.7	1710.2	8.1	1297.3	6.2	2508.7	11.9	21031.1
1985	2936.3	6.0	8583.9	17.5	8752.0	17.9	3697.0	7.5	6992.2	14.3	5809.2	11.9	4512.3	9.2	48981.7
1990	4238.3	5.2	18743.7	23.2	11642.6	14.4	5515.3	6.8	9101.8	11.3	9115.3	11.3	10434.2	12.9	80758.0
1995	3870.2	2.2	42410.1	24.2	19075.4	10.9	14086.8	8.0	15874.7	9.1	23766.2	13.6	32064.2	18.3	175007.4
1996	4549.8	2.1	47950.1	22.0	22190.7	10.2	19296.0	8.9	21084.9	9.7	33892.4	15.6	40661.8	18.7	217820.5
1997	5917.6	2.0	58348.0	20.1	29349.1	10.1	29156.8	10.1	24368.1	8.4	45375.0	15.7	60873.4	21.0	289746.3

% merujuk kepada sumbangan terhadap jumlah pinjaman dan pendaharuan bank-bank perdagangan.

Jadual 4
Pinjaman yang Disalurkan bagi Pengeluaran Pertanian pada 31 Disember 1998*

	RM Juta	Sumbangan (%)
Institusi Kewangan Komersial:	7717.8	60.6
Bank-bank perdagangan	6178.4	48.5
Syarikat-syarikat kewangan	927.7	7.3
Bank-bank saudagar	611.7	4.8
Agensi-agensi Pembangunan:	2968.3	23.3
FELDA	2888.4	22.7
Bank Pembangunan Sabah	79.9	0.6
Institusi-institusi Kredit Luar Bandar:	2048.3	16.1
Bank Pertanian Malaysia	1909.3	15.0
Bank Rakyat	45.6	0.4
Organisasi-organisasi petani, nelayan dan 'Agrobased'	93.4	0.7
JUMLAH	12734.4	100.0

*Jadual ini dipetik terus daripada 'Table 1. Loans Extended for Agricultural Production As at 31 December 1998', dalam kertas kerja bertajuk **Financing of Agriculture**, seminar 'Investment opportunities in the Agricultural sector' pada 24 April 2000 oleh Kementerian Pertanian. Tempat: Palace of the Golden Horses. The Mines Resort City, Selangor. Web: <http://banktani.tripod.com/gm5.htm>. 23 Julai 2000.

Jadual 5
Bank Perdagangan: Pengelakan Pinjaman mengikut Sektor (sub sektor yang terpilih sahaja)

Tahun	Getah		Padi		Kelapa sawit		Koko		Ternakan		Perhutanan & pembalakan		Perikanan		Jumlah sektor*
	RMj	%	RMj	%	RMj	%	RMj	%	RMj	%	RMj	%	RMj	%	
1965	66.0	67.7	0.2	0.2	2.1	2.2	t.d	t.d	t.d	t.d	23.4	24.0	1.4	1.4	97.5
1970	114.6	47.7	1.2	0.5	35	14.6	t.d	t.d	t.d	t.d	62.7	26.1	4.9	2.0	240.3
1975	133.7	27.6	8.7	1.8	74.5	15.4	t.d	t.d	t.d	t.d	217.6	45.0	9.5	2.0	483.8
1980	203.1	12.3	38.2	2.3	385.3	23.4	138.9	8.4	102.5	6.2	536.6	32.6	35.8	2.2	1648.4
1985	290.3	9.9	29.3	1.0	557.1	19.0	507.8	17.3	262.4	8.9	888.3	30.3	74.3	2.5	2936.3
1990	584.5	13.8	34.4	0.8	872.8	20.6	590.3	13.9	327.3	7.7	1354.0	31.9	123.8	2.9	4238.3
1995	331.5	8.6	17.0	0.4	1096.8	28.3	170.5	4.4	578.0	14.9	1162.0	30.0	156.5	4.0	3870.2
1996	267.1	5.9	60.6	1.3	1417.9	31.2	182.6	4.0	745.3	16.4	1202.0	26.4	117.8	2.6	4549.8
1997	286.9	4.8	t.d	t.d	2060.4	34.8	160.0	2.7	759.1	12.8	1498.0	25.3	132.6	2.2	5921.0
1998	266.8	4.3	t.d	t.d	2433.1	39.4	105.0	1.7	756.9	12.3	1498.0	24.2	113.0	1.8	6178.4
1999	260.6	3.6	t.d	t.d	3379.3	47.2	47.6	0.7	678.2	9.5	1455.0	20.3	146.3	2.0	7164.7

% merujuk kepada sumbangan terhadap jumlah pinjaman dan pendaharuan bank-bank perdagangan bagi sector pertanian sahaja.

*adalah jumlah RM juta sektor pertanian termasuk sektor lain seperti kelapa dan keluaran-keluaran kelapa, nenas, teh dan lain-lain pertanian yang diklasifikasikan semula dalam laporan *Buletin Perangkaan Bulanan*, Bank Negara Malaysia.

Spesifikasi Model dan Data

Model tradisional hipotesis pertumbuhan dorongan eksport adalah untuk menganalisis hubungan antara eksport benar dan pertumbuhan ekonomi sebenar. Model jangka panjang untuk menguji hipotesis pertumbuhan dorongan eksport adalah seperti berikut:

$$\ln \text{KDNKA}_t = a + b_1 \ln \text{EA}_t + u_t \quad (1)$$

Untuk mengelakkan masalah salah-spesifikasi seperti yang dibincangkan dalam kajian Al-Yousif (1999) dan Riezman et al. (1996), persamaan (2) adalah hubungan jangka panjang yang dihipotesiskan antara keluaran sebenar pertanian dengan penentu-penentunya iaitu eksport komoditi utama, pembiayaan bank-bank perdagangan dan trend masa. Semua pembolehubah kecuali trend masa adalah dalam bentuk logaritma (\ln).

$$\ln \text{KDNKA}_t = a + b_1 \ln \text{EA}_t + b_2 \ln \text{BKA}_t + b_3 \text{MASA} + e_t \quad (2)$$

di mana KDNKA= Keluaran Dalam Negara Kasar benar sektor pertanian; EA= eksport komoditi-komoditi utama; BKA= nilai benar pembiayaan bank-bank perdagangan. MASA adalah trend masa mewakili pertumbuhan output yang dikaitkan kepada perubahan teknologi¹, dan e = sebutan ralat. Definasi dan sumber data diberi dalam *Lampiran 1*.

Data siri masa tahunan bagi tempoh 1970-1998 (29 cerapan) digunakan dalam kajian ini. Penggunaan cerapan tahunan dalam ujian hipotesis dorongan-eksport adalah berdasarkan justifikasi yang diberi oleh Dutt dan Ghosh (1996). Menurut mereka, sebab dan kesan dalam hubungan pertumbuhan eksport-pertumbuhan ekonomi (dengan andaian hubungan ini wujud) boleh diandaikan secara munasabah mengambil masa melebihi beberapa suku tahun atau tahun. Tempoh masa penungguan hasil (*gestation periods*) yang panjang diperlukan bagi pengalihan sumber (buruh dan modal) yang lebih baik; perubahan ciri-ciri komposisi eksport (peningkatan sumbangan barangan perkilangan; dan

¹ Biasanya masa sebagai proksi kepada teknologi apabila model adalah dalam bentuk fungsi pengeluaran. Namun, pembolehubah masa boleh digunakan sebagai proksi kepada teknologi atau perubahan minat (*preference*) pengeluar dalam analisis respon penawaran pengeluaran komoditi pertanian (lihat Mohammad, Anizh & Maria, 2001). Kajian ini ingin melihat hubungan sebab akibat antara pengeluaran sektor pertanian (KDNK bagi sektor pertanian), dan pendorong-pendorongnya. Teknologi dijangka mempunyai kesan positif terhadap output pertanian dalam masa jangka panjang. Oleh itu, pembolehubah masa adalah sesuai dimasukkan sebagai proksi kepada teknologi dalam model jangka panjang - persamaan kointegrasi (2). Hasil kajian ini didapati bahawa pembolehubah masa adalah signifikan (lihat persamaan 6). Perubahan teknologi merupakan fenomena jangka panjang, dan model vector pembetulan ralat merupakan model dinamik jangka pendek. Maka, pembolehubah masa sebagai proksi kepada teknologi adalah tidak sesuai dimasukkan dalam model-model vector pembetulan ralat (3)-(5).

Pertumbuhan Sektor Pertanian

peningkatan infrastruktur industrial). *Jadual 6* melaporkan statistik deskriptif bagi pembolehubah-pembolehubah tersebut. Secara purata, KDNK, eksport dan bank kredit terhadap sektor pertanian dalam tempoh 1970-1998 adalah RM11,623 juta, RM9,768million dan RM1,926million, masing-masing. Statistik Jarque-Bera menunjukkan bahawa pembolehubah-pembolehubah tersebut adalah bertabur normal, di mana hipotesis nul bagi data bertaburan normal tidak dapat ditolak pada aras keertian 10 peratus.

Jadual 6
Statistik Deskriptif

	KDNKA	EA	BKA
Min	11932	9575	1688
Median	11623	9768	1926
Maksimum	16804	15559.60	2969.300
Minimum	5994.000	5102.400	385.3000
Std. Dev.	3424.472	2587.519	888.7515
Kemiringan	-0.127337	0.231616	-0.162080
Jarque-Bera	1.828892	0.265274	2.417617
(kebarangkalian)	(0.400739)	(0.875783)	(0.298553)
Cerapan	29	29	29

Nota: Data bagi pembolehubah-pembolehubah KDNK, EA dan BKA adalah pada harga tetap 1978 (dalam RM Million). Tempoh sampel tahunan adalah 1970-1998.

Kajian ini menangani masalah berkaitan dengan penggunaan data sirimasa yang tak pegun (*nonstationary*). Perbezaan satu kali (*first differencing*) pembolehubah, $\Delta \ln X_t$ ($\ln X_t - \ln X_{t-1}$) bukan kaedah yang sesuai dalam mengatasi masalah data sirimasa yang tak pegun kerana maklumat jangka panjang akan diabaikan. Sehubungan dengan ini, penggunaan pendekatan tradisonal sebab menyebabkan Granger gagal menghasilkan keputusan yang sempurna sekiranya pembolehubah-pembolehubah yang tak pegun itu adalah berkointegrasi. Ini kerana, ujian sebab menyebabkan melalui kesignifikanan sebutan pembetulan ralat (*error-correction term*) akan diketepikan (lihat Granger, 1988). Pendekatan yang diguna pakai dalam kajian ini adalah pendekatan kointegrasi berdasarkan Johansen dan Juselius (1990) dan pendekatan sebab menyebabkan (Granger, 1988).

Langkah pertama pendekatan ini adalah menentukan susunan integrasi pembolehubah-pembolehubah yang terlibat. Pendekatan ujian *unit root* Phillips-Perron (Phillips & Perron, 1988) digunakan untuk tujuan ini. *Jadual 7*

melaporkan statistik ujian yang mana didapati bahawa data siri masa yang terlibat, iaitu \ln KDNKA, \ln EA dan \ln BKA adalah tak pegun tetapi adalah pegun selepas pembolehubah dibezakan satu kali. Ini bermakna pembolehubah-pembolehubah tersebut adalah $I(1)$ proses.

Jadual 7
Ujian Darjah Integrasi (Phillips-Perron)

Pembolehubah:	Asal I(0)	Pembezaan pertama I(1)
\ln KDNKA	-0.555809	-5.895377*
\ln EA	-1.734612	-4.992924*
\ln BKA	-1.216497	-3.472597**

Lag 3 digunakan berdasarkan cadangan *Newey-West*.

* menunjukkan signifikan pada 1%

** menunjukkan signifikan pada 5%.

Nilai kritikal McKinnon: Peringkat asal: 1%=-4.3226, 5%=-3.5796, 10%=-3.2239
(konstant dan Tren masa)
Peringkat pertama: 1%=-3.6959, 5%=-2.9750, 10%=-2.6265
(Tanpa Tren masa)

Seterusnya, analisis kointegrasi yang dikembangkan oleh Johansen dan Juselius digunakan untuk mengkaji hubungan jangka panjang antara pembolehubah-pembolehubah yang jumlahnya melebihi dua (Johansen, 1988; Johansen & Juselius, 1990). Kaedah dua-tahap Engle-Granger (Engle & Granger, 1987) adalah bias dalam penganggaran nilai-t bagi regresi kointegrasi dengan menggunakan Kaedah Kuasa Dua Terkecil Lazim (OLS). Pendekatan Johansen dapat menentukan bilangan vektor, iaitu $n-1$ berbanding dengan pendekatan Engle-Granger (rujuk nota kaki 6, dalam Abbott & Seddighi, 1996, ms. 1120)

Sekiranya hubungan jangka panjang ditemui (sekurang-kurangnya satu vektor kointegrasi), maka satu set model dinamik jangka pendek, Model Vektor Pembetulan Ralat (*Vector Error Correction Model*) dapat dibentuk seperti berikut:

$$\Delta \ln KDNKA_t = -a_0 EC_{t-1} + \sum_{i=1}^n a_{1i} \Delta \ln KDNKA_{t-i} + \sum_{i=1}^n a_{2i} \Delta \ln EA_{t-i} + \sum_{i=1}^n a_{3i} \Delta \ln BKA_{t-i} + a_4 + u_{it} \quad (3)$$

Pertumbuhan Sektor Pertanian

$$\Delta \ln EA_t = -b_0 EC_{t-1} + \sum_{i=1}^n b_{1i} \Delta \ln KDNKA_{t-i} + \sum_{i=1}^n b_{2i} \Delta \ln EA_{t-i} \quad (4)$$

$$+ \sum_{i=1}^n b_{3i} \Delta \ln BKA_{t-i} + b_4 + u_{2t}$$

dan

$$\Delta \ln BKA_t = -c_0 EC_{t-1} + \sum_{i=1}^n c_{1i} \Delta \ln KDNKA_{t-i} + \sum_{i=1}^n c_{2i} \Delta \ln EA_{t-i} \quad (5)$$

$$+ \sum_{i=1}^n c_{3i} \Delta \ln BKA_{t-i} + c_4 + u_{3t}$$

di mana Δ merupakan pembezaan pertama, $Y_t - Y_{t-1}$; EC_{t-1} (sebutan pembetulan ralat tertangguh) diperolehi daripada lat satu tempoh reja dari persamaan

kointegrasi (2), \hat{e}_t ; dan u_1 , u_2 dan u_3 adalah sebutan ralat penganggaran. Menurut Granger (1988), kesignfikanan sebutan pembetulan ralat, contohnya seperti dalam model (2), akan memastikan wujudnya satu hubungan sebab menyebab daripada pembolehubah $\ln EA$ dan $\ln BKA$ kepada pertumbuhan KDNK sektor pertanian, walaupun jumlah pekali $\ln EA$ atau $\ln BKA$ tidak signifikan mengikut Ujian Granger-F. Nilai pekali dalam sebutan pembetulan ralat menunjukkan saiz pembetulan oleh $\ln KDNKA$ bagi sebarang selisih daripada keseimbangan jangka panjang dalam tempoh satu tahun. Hubungan sebab menyebab arah sebaliknya turut diuji.

Keputusan Empirikal

Analysis kointegrasi dwi-pembolehubah (persamaan (1)) mendapati tidak wujud hubungan jangka panjang atau berkointegrasi antara pembolehubah output dan ekport pertanian. Hipotesis null yang tidak ada vektor kointegrasi gagal ditolak dengan statistik *trace*, 13.46 pada aras 5% (nilai kritikal, 15.41) (rujuk *Jadual 8*). Dapatan ini konsisten dengan keputusan yang diperolehi oleh Al-Yousif (1999).

Jadual 8

Keputusan Ujian Dwi-Pembolehuab Kointegrasi Pendekatan Johansen (Ujian *Trace*) – Persamaan (1)

Siri: $\ln KDNKA$ $\ln EXA$

<i>Eigenvalue</i>	<i>Nilai Trace</i>	<i>5 % nilai kritikal</i>	<i>1 % nilai kritikal</i>	<i>Ho: No. of CE(s)</i>
0.293293	13.46108	15.41	20.04	Tiada

Andaian Ujian: *Linear deterministic trend*. Lat satu bagi VAR diambil sependek mungkin (Atesoglu, 1997, m.s 332), dan memastikan *white-noise* dan bertabur normal

Jadual 9 melaporkan keputusan ujian kointegrasi pelbagai pembolehubah (*multivariate*) seperti persamaan (2) berdasarkan statistik-*trace* dalam pendekatan Johansen. Hipotesis null tiada kointegrasi vektor ditolak pada aras 1 peratus (nilai kritikal ialah 48.4) dengan nilai *trace* 62.6. Hipotesis bagi kurang atau sama satu kointegrasi vektor diterima (nilai *trace*: 21.3) pada aras keertian 1 peratus (nilai kritikal: 30.5). Satu kointegrasi vektor dikenalpasti. Ini mengesahkan wujudnya satu hubungan jangka panjang antara keluaran sektor pertanian dan penentu-penentunya iaitu, eksport sektor pertanian, dan pembiayaan bank-bank perdagangan. Ini bermaksud, ketiga-tiga siri ini akan bergerak bersama dalam jangka panjang walaupun masing-masing bergerak arah yang berlainan dalam jangka pendek.

Jadual 9

Keputusan Ujian Pelbagai Pembolehub Kointegrasi Pendekatan Johansen (Ujian *Trace*) – Persamaan (2)

Siri: ln KDNKA; ln EA; ln BKA				
<i>Eigenvalue</i>	<i>Nilai Trace</i>	5 % nilai kritikal	1 % nilai kritikal	<i>Ho: No. of CE(s)</i>
0.796149	62.61565	42.44	48.45	Tiada *
0.440438	21.26608	25.32	30.45	≤ 1
0.211265	6.17044	12.25	16.26	≤ 2

Andaian Ujian: *Linear deterministic trend*

Dua lat dipilih dalam VAR berdasarkan cadangan Charemza, W.W., and Deadman, D. F. (1992) iaitu mula 3 lat and lat diturunkan berasaskan kesesuaian keputusan yang dianggarkan (data tahunan). Lihat aplikasi Atesoglu (1997). Ralat-ralat VAR adalah *white-noise* dan bertabur normal.

* merujuk penolakan hipotesis pada aras keertian 1%.

Anggaran model kointegrasi (persamaan (2)) berasaskan penganggaran normalisasi Johansen (bukan kaedah Kuasa Dua Terkecil, *Ordinary Least Square*, OLS) adalah seperti berikut:

$$\begin{array}{ccccccc} \wedge & & & & & & \\ \ln \text{KDNKA} = & + 0.22 \ln \text{EA} & - 0.039 \ln \text{BKA} & + 0.024 \text{MASA} & + 7.2519 & & \\ (\text{Nilai-t}) & (4.63936) & (-1.2558) & (11.6131) & & & (6) \end{array}$$

Pembolehubah lnEA dan MASA didapati signifikan pada aras keertian 1 peratus, dan mempunyai tanda yang konsisten dengan jangkaan. Keanjalan jangka panjang output terhadap eksport komoditi utama adalah 0.22. Pembolehubah bank kredit didapati tidak signifikan pada aras keertian 5 peratus. Tanda koefisiennya berlawanan dengan jangkaan *a priori*. Keputusan ini menjelaskan bank kredit mempunyai kesan 'tidak langsung' terhadap keluaran sektor pertanian melalui saluran-saluran perantaraan kewangannya.

Pertumbuhan Sektor Pertanian

Saluran kredit menekankan peranan bank kredit yang dimainkan oleh perantara-perantara kewangan melalui saluran pinjaman bank (*bank lending channel*) di mana pertumbuhan penawaran wang akan meningkatkan simpanan bank, dan kemudian meningkatkan pinjaman bank, seterusnya pelaburan akan bertambah dan akhirnya meningkatkan output (Mishkin, 1996). Nilai koefisien 0.024 untuk pembolehubah trend masa boleh mengukur pertumbuhan output yang dikaitkan kepada perubahan teknologi.

Jadual 10

Model Vektor Pembetulan Ralat (VECM)

Pembolehubah Bersandar:	$\Delta \ln \text{KDNKA}$	$\Delta \ln \text{EA}$	$\Delta \ln \text{BKA}$
	(nilai-t)	(nilai-t)	(nilai-t)
EC(t-1)	-0.443*	-0.313	-0.264
	(-3.384)	(-0.783)	(-0.697)
$\Delta \ln \text{KDNKA (t-1)}$	-0.160	-0.269	-0.048
	(-0.932)	(-0.516)	(-0.097)
$\Delta \ln \text{EA (t-1)}$	0.015	-0.03	0.037
	(0.184)	(-0.120)	(0.156)
$\Delta \ln \text{BKA (t-1)}$	-0.017	0.01	0.254
	(-0.204)	(0.04)	(1.078)
Konstan	0.047*	0.039	0.055
	(3.558)	(0.966)	(1.417)
* 1% signifikan			
R-squared	0.452	0.056	0.127
Adjusted R-squared	0.352	-0.116	-0.032
F-statistik (kebarangkalian)	4.537 (0.008)	0.326 (0.858)	0.8 (0.538)
DW-d	2.309	2.024	1.96
CUSUM - dalam garis 5%	Ia	Ia	Ia

Nota: 'Ia' bermaksud statistik CUSUM berada antara dua garis kritikal pada aras 5%, dan ini menunjukkan bahawa anggaran parameter-parameter dalam VECM adalah stabil sepanjang tempoh kajian.

Satu set model Vektor Pembetulan Ralat telah dianggar. Keputusannya dilaporkan dalam Jadual 10. Lat satu tempoh digunakan dalam pembentukan

VECM memandangkan data yang digunakan adalah data tahunan, di samping mengelakkan masalah kehilangan darjah kebebasan jika lat yang lebih tinggi digunakan. Nilai pekali-pekali bagi kesemua pembolehubah di sebelah kanan persamaan didapati tidak signifikan (kesan jangka pendek). Akan tetapi kesignifikanan sebutan pembetulan ralat (EC_{t-1}) (kesan jangka panjang) dalam model pertumbuhan keluaran pertanian mengesahkan wujudnya hubungan satu-hala sebab menyebabkan iaitu dari pertumbuhan eksport dan bank kredit kepada keluaran pertanian. Hubungan kointegrasi antara pembolehubah-pembolehubah menunjukkan bahawa wujudnya satu hubungan keseimbangan (*equilibrium*) jangka panjang. Akan tetapi, ketidakseimbangan (*disequilibrium*) masih wujud dalam jangka pendek (Engle & Granger, 1987). Nilai koefisien sebutan pembetulan ralat (Jadual 10) menunjukkan bahawa sebanyak 44 peratus daripada ketidakseimbangan (*disequilibrium*) dalam keluaran sektor pertanian dapat dibetulkan dalam tempoh satu tahun supaya mencapai keseimbangan dalam jangka panjang. Pekali sebutan pembetulan ralat bagi persamaan pertumbuhan eksport dan pembiayaan bank perdagangan didapati tidak bererti tetapi dalam arah yang betul iaitu negatif. Ini mengesahkan bahawa sebab menyebabkan daripada arah lain tidak wujud. Keputusan ini menyokong hipotesis dorongan-eksport. Ujian kestabilan parameter berdasarkan CUSUM menunjukkan tidak wujud ketidakstabilan (lihat Jadual 10).

Kesimpulan dan Implikasi Polisi

Kajian ini bertujuan untuk menguji hipotesis dorongan-eksport bagi sektor pertanian di Malaysia. Data siri masa bagi tempoh 1970-1998 (29 cerapan) didapati tidak pegun, tetapi semuanya $I(1)$. Dengan itu, pendekatan kointegrasi Johansen dan Model Vektor Pembetulan Ralat (*Vector Error Correction Model*) digunakan. Keputusan kointegrasi Johansen mendapati wujud hubungan jangka panjang antara keluaran, eksport, and pinjaman bank kepada sektor pertanian dengan wujudnya satu vektor kointegrasi. Nilai keanjalannya adalah tidak anjal iaitu 0.22 bagi eksport. Pembiayaan bank sektor pertanian tidak signifikan pada 5 peratus. Keputusan ini diperolehi kerana trend pinjaman bank kepada sektor ini mengalami kemerosotan secular dalam tempoh kajian.

Pembolehubah tren masa yang berperanan sebagai proksi perubahan teknologi menunjukkan kesan positif dan signifikan terhadap keluaran pertanian dalam jangka panjang. Keputusan daripada penganggaran sistem vektor pembetulan ralat mengesahkan bahawa wujudnya hubungan sebab menyebabkan daripada hala eksport dan pembiayaan bank sektor pertanian kepada keluaran pertanian negara.

Implikasi daripada penemuan kajian ini adalah seperti berikut. Pertama, pertumbuhan permintaan eksport masih penting kepada pertumbuhan sektor pertanian. Keadaan ini akan terus berlaku walaupun pengeluaran pertanian diproses dalam negeri oleh sektor pembuatan berasaskan agro. Ini kerana produk

Pertumbuhan Sektor Pertanian

yang diproses bergantung kepada pasaran eksport. Peningkatan penggunaan dalam negeri boleh memperlahankan trend tersebut. Eksport adalah lebih daripada pengeluaran dan penggunaan tempatan. Peningkatan penggunaan dalam negeri terutamanya produk yang diproses akan menurangkan barangan untuk eksport, seterusnya menjejaskan pertumbuhan sektor pertanian yang mana eksport adalah pendorong utama.

Kedua, pembangunan sub-sektor makanan dalam sektor pertanian memerlukan perubahan besar dalam pelaburan dan pengurusan pertanian. Sehingga kini sektor perladangan bertumpu kepada pengeluaran tanaman kekal untuk pasaran eksport. Kesanggupan sektor swasta untuk menceburi pengeluaran makanan secara komersil bergantung kepada beberapa perkara, satu daripadanya ialah pembiayaan bank disamping pertimbangan keuntungan dan daya saing industri.

Rujukan

- Abbott, A. J. & Seddighi, H. R. (1996). Aggregate imports and expenditure components in the UK: an empirical analysis. *Applied Economics*, 28, 1119-1125.
- Atesoglu, H.S. (1997). Balance-of-payments-constrained growth model and its implications for the United States. *Journal of Post Keynesian Economics*, 19(3), 327-335.
- Al-Yousif, Yousif. K. (1999). On the role of exports in the economic growth of Malaysia: a multivariate analysis. *International Economic Journal*, 13(3), 67-75.
- Bahmani-Oskooee, M. & Alse, J. (1993). Export growth and economic growth: an application of co-integration and error-correction modeling. *Journal of Developing Areas*, 27, 535-542.
- Charemza, W.W. & Deadman, D. F. (1992). *New Directions in Econometric Practice*. Aldershot, UK: Edward Elgar.
- Dutt, S. D. & Gosh, D. (1996). The export growth-economic growth nexus: a causality analysis. *The Journal of Developing Areas*, 30, 167-182.
- Dodaro, S. (1993). Exports and growth: a reconsideration of causality, *Journal of Developing Areas*, January, 227-244.
- Doraisami, A. (1996). Export growth and economic growth: a reexamination of some time-series evidence of the Malaysian experience. *The Journal of Developing Areas*, 30, 223-230.
- Engle, R.F. & Granger, C.W.J. 1987. Cointegration and error correction: representation, estimation and testing. *Econometrica*, 55, 251-276.
- Garson, José. (1998). Chapter 2: Financial intermediation at the local level. In *Microfinance and Anti-Poverty Strategies: A Donor Perspective*. On-line: <http://www.undp.org/uncdf/pubs/mf/mf-chap2.htm>. 11 September, 2000.

- Ghatak, S. Milner, C. & Utkulu, U. (1997). Exports, export composition and growth: cointegration and causality evidence for Malaysia. *Applied Economics*, 29, 213-223.
- Granger, C.W.J. (1988). Some recent development in a concept of causality. *Journal of Econometrics*, 36, 199-211.
- Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegrating vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 17, 231-254.
- Johansen, S. & Juselius, K. (1990). Maximum likelihood estimation and inference on cointegration - with applications to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, 169-210.
- McKinnon, R. I. (1973). *Money and Capital in Economic Development*. Washington, D. C.: Brookings Institution.
- Mishkin, F. S. (1996). The channels of monetary transmission: lessons for monetary policy, National Bureau of Economic Research: Working Paper No. 5464.
- Mohammad Haji Alias, Anizah Md. Ali & Maria Abdul Rahman (2001). The impact of government policy on the supply response of Malaysian palm oil, rubber and cocoa producers. *Utara Management Review*, 2(1), 33-64.
- Phillips, P.C.B. & Perron, P. (1988). Testing for a Unit Root. *Biometrika*, 75, 335-346.
- Riezman, R., Whiteman, C.H. & Summers, P.M. (1996). The engine of growth or its handmaiden? a time-series assessment of export-led growth'. *Empirical Economics*, 21, 77-110.
- Shaw, E. S. (1973). *Financial Deepening in Economic Development*. New York: Oxford University Press.
- Tang, T. C. (2000). Commercial Banks Lending and Economic Growth in Malaysia: An Empirical Study. *Borneo Review*, 11, 60-71.

Lampiran 1

Definisi dan Sumber Data yang Digunakan

Kajian ini menggunakan data siri masa bagi tempoh 1970-1998 (29 cerapan). Kesemua pembolehubah adalah dalam nilai benar dan ditukarkan kepada nilai logaritma asli (natural logarithm, \ln).

Data mentah bagi Keluaran Dalam Negara Kasar benar sektor pertanian (KDNKA) diperolehi daripada *Key Indicators of Developing Member Countries of Asian Development Bank*. Nilai nominal dibahagikan dengan penunjuk harga KDNK (1978 = 100).

Eksport pertanian utama (EA) adalah jumlah eksport komoditi minyak kelapa sawit, getah, kayu balak dan koko. Nilai nominal dideflet dengan harga eksport (1978 = 100).

Pinjaman dan pendaharuan bagi pertanian (BKA) adalah kepada sub-sektor getah, beras, kelapa sawit, kelapa dan keluaran-keluaran kelapa, koko, penternakan, perhutanan, perikanan dan lain-lain. Data diperolehi daripada Bank Negara Malaysia, Buletin Suku Tahunan (pelbagai isu). Nilai benar diperolehi dengan mendelet BKA dengan Indek Harga Pengguna (1978=100).

Sebutan pembetulan ralat tertangguh (EC_{t-1}) diperolehi daripada lat satu tempoh reja dari persamaan kointegrasi (2) iaitu $\ln KDNKA_t = a + b_1 \ln EA_t + b_2 \ln BKA_t + b_3 MASA + e_t$

Mohammad Haji Alias (mohdhjalias@admin.kuim.edu.my) merupakan seorang Profesor di Kolej Universiti Islam Malaysia (Timbalan Rektor, HEP dan Pembangunan).

Tuck Cheong Tang (tang.tuck.cheong@buseco.monash.edu.my) merupakan seorang pensyarah (peringkat A) di Sekolah Perniagaan, Monash University Malaysia.

UTARA MANAGEMENT REVIEW (UMR) merupakan sebuah jurnal Sekolah Pengurusan (SP), Universiti Utara Malaysia, yang baru dibentuk untuk memainkan peranan sebagai wadah yang menyalurkan penulisan ilmiah berasaskan penyelidikan lapangan dan perpustakaan, dalam bidang pengurusan dan bidang yang berkaitan dengan pengurusan. Sebagai sebuah jurnal yang baru, **UMR** bermatlamat untuk menjadi jurnal bertaraf antarabangsa dan berwasit.

Sebagai jurnal yang dikeluarkan oleh Sekolah Pengurusan yang bergerak ke arah pencapaian sekolah pengurusan yang bertaraf antarabangsa, maka **UMR** komited untuk meningkatkan mutu penulisan ilmiah ahli akademik ke tahap yang setanding dengan jurnal bertaraf antarabangsa yang lain. Dengan itu, **UMR** berusaha untuk menyalurkan penulisan ilmiah yang bermutu tinggi dan memaparkan tahap keserjanaan yang mantap. Untuk menyokong usaha ini, **UMR** akan mempunyai Lembaga Penasihat daripada ahli akademik dan cendekiawan yang berwibawa dari UUM dan universiti lain di Malaysia dan luar negara.

***UTARA MANAGEMENT REVIEW (UMR)** is a new journal published by the School of Management, Universiti Utara Malaysia. Its main objective is to provide a channel for academic writing based on field and library research, both in management and other related fields. **UMR** aims to be an international and refereed journal.*

*In helping the school towards achieving a world class status, **UMR** is committed to enhance the quality of academic writing among academicians to a level competent with that of other international journals. Therefore, **UMR** will provide a channel for academic writing of high quality and scholarship standard. To support this effort, **UMR** has an Advisory Board that consist of credible academicians and intellectuals, not only from UUM and other local universities in Malaysia, but also from abroad.*